

21
June 2020

Gaetano Domenici

Editoriale / *Editorial*

Politica, Scienze dell'uomo e della natura, Tecnologia: 11
una nuova alleanza per la rinascita durante e dopo il coronavirus
(*Politics, Human Sciences, Natural Sciences and Technology:
a New Alliance for a Rebirth During and After the Coronavirus*)

STUDI E CONTRIBUTI DI RICERCA

STUDIES AND RESEARCH CONTRIBUTIONS

Saiful Prayogi - Ni Nyoman Sri Putu Verawati

The Effect of Conflict Cognitive Strategy in Inquiry-based 27
Learning on Preservice Teachers' Critical Thinking Ability
(*L'effetto della strategia cognitiva del conflitto sull'apprendimento
centrato sull'abilità di pensiero critico degli insegnanti in formazione*)

Anna Serbati - Debora Aquario - Lorenza Da Re

Omar Paccagnella - Ettore Felisatti

Exploring Good Teaching Practices and Needs 43
for Improvement: Implications for Staff Development
(*Esplorare le buone pratiche didattiche all'università e i bisogni
di miglioramento: implicazioni per lo sviluppo della formazione dei docenti*)

- Patrizia Ghislandi - Juliana Raffaghello - Albert Sangrà
Giuseppe Ritella*
The Street Lamp Paradox: Analysing Students' Evaluation of Teaching through Qualitative and Quantitative Approaches 65
(Il paradosso del lampione: analizzare, attraverso approcci qualitativi e quantitativi, la valutazione di un insegnamento accademico da parte degli studenti)
- Islam M. Farag*
Perfectionism and English Learners' Self-efficacy 87
(Perfezionismo e autoefficacia degli studenti nell'apprendimento dell'inglese)
- Leena Holopainen - Doris Kofler - Arno Koch - Airi Hakkarainen
Kristin Bauer - Livia Taverna*
Ci sono differenti predittori della lettura nelle lingue che hanno un'ortografia trasparente? Evidenze da uno studio longitudinale 111
(Do Predictors of Reading Differ among Transparent Orthographies? Evidence from a Longitudinal Study)
- Mohammad Tahan - Masume Kalantari - Tahereh Sajedi Rad
Mohammad Javad Aghel - Maryam Afshari - Azam Sabri*
The Impact of Communication Skills Training on Social Empowerment and Social Adjustment of Slow-paced Adolescents 131
(L'impatto della formazione delle abilità comunicative sull'empowerment e l'adattamento sociale degli adolescenti «a ritmo lento»)
- Cristina Coggi - Paola Ricchiardi*
L'empowerment dei docenti universitari: formarsi alla didattica e alla valutazione 149
(Empowerment in Higher Education: Training in Teaching and Assessment)
- Irene Dora Maria Scierri - Federico Batini*
Misurare l'omonegatività: validazione italiana della Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men 169
(Measuring Homonegativity: Italian Validation of the Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men)
-

PARTE MONOGRAFICA

E-learning per l'istruzione superiore: nuove indagini empiriche

MONOGRAPHIC SECTION

E-learning for higher education: new empirical investigations

Massimo Margottini - Francesca Rossi

Processi autoregolativi e feedback nell'apprendimento online 193
(*Self-regulation Processes and Feedback in Online Learning*)

Valeria Biasi - Anna Maria Ciraci - Daniela Marella

Innovazioni per la qualificazione degli ambienti virtuali 211
di apprendimento e della didattica online nella formazione
terziaria: una indagine esplorativa
(*Innovations for the Qualification of Virtual Learning Environments
and Online Didactic in Tertiary Education: An Exploratory Survey*)

Giovanni Moretti - Arianna Lodovica Morini

L'utilizzo del podcasting nella didattica universitaria 233
(*The Use of Podcasting in the University Teaching*)

Antonella Poce

A Massive Open Online Course Designed to Support 255
the Development of Virtual Mobility Transversal Skills:
Preliminary Evaluation Results from European Participants
(*Un MOOC progettato per sostenere lo sviluppo delle abilità trasversali
di mobilità virtuale: risultati preliminari di valutazione
dai partecipanti europei*)

Gabriella Aleandri - Emanuele Consoli

Metodi autobiografici e coding per lo sviluppo 275
dell'autoconsapevolezza e delle competenze trasversali
(*Autobiographical Methods and Coding for Increasing Self-awareness
and Transversal Skills*)

Lucia Chiappetta Cajola

E-learning inclusivo e studenti con DSA a Roma Tre: dati 301
di ricerca e prospettive di sviluppo
(*Inclusive E-learning and Student with Specific Learning Disorders
at Roma Tre University: Research Data and Development Perspective*)

<i>Fabio Bocci - Gianmarco Bonavolontà</i> Sviluppare ambienti inclusivi nella formazione universitaria online: esiti di una ricerca esplorativa (<i>Develop Inclusive Environments in Online University Education: Results of an Exploratory Research</i>)	325
--	-----

NOTE DI RICERCA
RESEARCH NOTES

<i>Concetta La Rocca</i> Open Badge a scopo formativo: resoconto di una esperienza didattica in ambito universitario (<i>Open Badge for Educational Goals: Relationship of a Teaching Experience at University</i>)	343
--	-----

COMMENTI, RIFLESSIONI, PRESENTAZIONI,
RESOCONTI, DIBATTITI, INTERVISTE

COMMENTS, REFLECTIONS, PRESENTATIONS,
REPORTS, DEBATES, INTERVIEWS

<i>Barbara De Angelis</i> E-learning e strategie inclusive: uno studio per rilevare le opinioni dei docenti dell'Università Roma Tre (<i>E-learning and Inclusive Strategies: A Study Designed to Detect Teachers' Opinions of the Roma Tre University</i>)	357
--	-----

<i>Journal of Educational, Cultural and Psychological Studies</i> Notiziario / News	367
--	-----

Author Guidelines	371
-------------------	-----

Misurare l'omonegatività: validazione italiana della Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men

Irene Dora Maria Scierri - Federico Batini *

*Università degli Studi di Perugia - Department of Philosophy, Social Sciences
and Education (Italy)*

DOI: <https://dx.doi.org/10.7358/ecps-2020-021-scie>

irenescierri@gmail.com
federico.batini@unipg.it

MEASURING HOMONEGATIVITY: ITALIAN VALIDATION OF THE MULTIDIMENSIONAL SCALE OF ATTITUDES TOWARD LESBIANS AND GAY MEN

ABSTRACT

This work outlines the Italian validation process of the Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men, developed by Gato, Fontaine and Carneiro (2012). The tool was administered to a non-probability sample of 960 Italian participants aged between 18 to 88 years and self-identified as heterosexual. A confirmatory factor analysis was conducted and cross-validation strategy was used. Internal validity was tested by measuring the single item reliability, the composite or construct reliability as well as the convergent and discriminant validity. Although the factorial structure of the original model has been replicated, limits arose in the discriminant validity of the factors. An alternative second-order factorial model is then proposed. This model better fits and protects the discriminant validity. Concurrent validity was confirmed by a positive correlation with the Modern Homophobia Scale Revised (Lingiardi, Falanga, & D'Augelli, 2005). Finally, evidence of the instrument's construct validity was obtained by correlational and differen-

* L'articolo è frutto di lavoro comune. Sono tuttavia attribuibili a F. Batini i paragrafi 1 e 2.1 e a I.D.M. Scierri i paragrafi da 2.2 a 4 incluso.

tial analyses, based on several factors related to homophobia, such as sex, age, educational level, religious and political orientation and contact with homosexual people. Results suggest the applicability of the tool in the Italian context, in order to measure homonegativity, as well as its usefulness in comparing traditional and modern aspects of prejudice.

Keywords: Homonegativity; Homophobia; MHS-R; Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men; Validation.

1. OMOFOBIA: NASCITA, SVILUPPI E CRITICITÀ DEL COSTRUTTO

Nel 1973 l'American Psychiatric Association approvò l'abrogazione dell'omosessualità come malattia mentale. Tale evento cambiò radicalmente il modo in cui la psichiatria, la psicologia e le scienze comportamentali consideravano l'omosessualità (Herek, 2004).

In quello stesso periodo, un altro evento ha avuto profonde conseguenze sul discorso riguardante l'omosessualità: la pubblicazione, nel 1972, di *Society and the healthy homosexual*, dello psicologo George Weinberg, che renderà famoso il termine «omofobia». Weinberg definì l'omofobia come «the dread of being in close quarters with homosexuals – and in the case of homosexuals themselves, self-loathing» (Weinberg, 1972, p. 4). Il termine ha avuto il merito di dare un nome all'ostilità verso le persone omosessuali e di individuare il problema dell'omosessualità non nelle persone omosessuali ma nel pregiudizio e nell'intolleranza degli eterosessuali (Herek, 2004).

La parola «omofobia» diventò molto popolare ma allo stesso tempo fu oggetto di numerose critiche. Innanzitutto, il termine presume che l'ostilità verso l'omosessualità sia una fobia. Tuttavia, come ha rilevato Haag (1991), la componente emotiva dell'omofobia è presumibilmente la rabbia e non l'ansia; aspetto confermato da diverse ricerche empiriche che indicano la rabbia e il disgusto come risposte emotive principali degli eterosessuali di fronte all'omosessualità. Altro limite del termine «omofobia» è individuabile nel fatto che «concentra sul singolo problematico che hanno una collocazione sociale, culturale ed istituzionale» (Prati & Pietrantonì, 2009, p. 15). Per superare tali limiti, si è cercato di introdurre nuove parole per descrivere i complessi fenomeni sociali e comportamentali che stanno dietro l'oppressione verso gli omosessuali, tra cui: «omoerotofobia», «pregiudizio omosessuale», «omonegativismo», «omosessismo», «tabù omosessuale» ed «eterosessismo» (Plummer, 2007). Tra questi, i termini che più si sono diffusi sono eterosessismo e omonegativismo (o omonegatività).

Il termine *eterosessismo* cominciò ad essere usato in maniera analoga a sessismo e razzismo, al fine di cogliere la dimensione ideologica del pregiudizio contro persone omosessuali. Fu Morin (1977) a esporre per primo questo concetto, definendolo come «il sistema di credenze che giudica l'eterosessualità più naturale e/o superiore all'omosessualità» (p. 629). Herek (1990 e 2004) raffina la definizione e descrive l'eterosessismo come un sistema ideologico che nega, denigra e stigmatizza qualsiasi forma non eterosessuale di comportamento, identità, relazione o comunità.

Un altro termine utilizzato in letteratura è *omonegativismo*, introdotto da Hudson e Ricketts (1980) come costruito multidimensionale che include l'intero dominio delle risposte anti-omosessuali. Secondo l'approccio degli autori, l'omofobia – che costituisce una dimensione dell'omonegativismo – indica l'insieme delle risposte emotive che si provano quando si è in contatto con persone omosessuali.

Da omonegativismo è derivato il termine *omonegatività*, ossia atteggiamenti, credenze e giudizi contro le persone omosessuali (Slootmaeckers & Lievens, 2014). Secondo alcuni autori il termine «omonegatività» è la scelta preferibile quando c'è la necessità di identificare chiaramente l'obiettivo del pregiudizio (per esempio Monto & Supinski, 2014; Lingiardi *et al.*, 2016). Secondo tale approccio omofobia e omonegatività sarebbero due costrutti distinti, anche se, probabilmente, si sovrappongono al punto che una loro netta distinzione risulta difficile (Negy & Eisenman, 2005).

Esistono diverse concettualizzazioni, anche contrastanti, di omofobia e omonegatività. Le definizioni proposte divergono sul fatto che l'omofobia sia limitata ad aree affettive ed emotive o se includa anche credenze cognitive sugli aspetti istituzionali e relativi ai diritti delle persone omosessuali. Allo stesso modo, le definizioni di omonegatività non sono coerenti, alcuni si concentrano solo su un dominio cognitivo e altri includono sia aspetti affettivi che cognitivi (Lottes & Grollman, 2010).

In sintesi, esiste una molteplicità di termini la cui distinzione non è condivisa tra gli studiosi e che a volte si sovrappongono nei significati (per esempio «moderna omonegatività» e «eterosessismo moderno») (Lottes & Grollman, 2010). Ciò rende difficile confrontare i risultati di diverse indagini empiriche. Costa, Bandeira e Nardi (2013) in una revisione sistematica degli strumenti di misurazione dell'omofobia (e costrutti collegati) hanno individuato 47 differenti strumenti di misurazione. La mancanza di condivisione sulla natura del costrutto si riflette sugli strumenti: ogni strumento dà enfasi a un aspetto del costrutto di omofobia, differenziando la natura degli atteggiamenti e i loro domini comportamentali, affettivi e cognitivi (Costa, Bandeira, & Nardi, 2013).

Come già sosteneva Herek (2004), probabilmente tutti i termini che si possono adottare al di là di «omofobia» non eguaglieranno il suo impatto sulla società, vi è però ancora la necessità di comprendere meglio, attraverso una sua concettualizzazione e strumenti di misurazione, l'ostilità basata sull'orientamento sessuale, al fine di eradicarla e con essa le relative discriminazioni e oppressioni.

2. METODO

2.1. *Partecipanti e procedure*

La versione italiana dello strumento è stata somministrata a un campione di 1045 partecipanti (508 maschi e 537 femmine), di età compresa tra 18 e 88 anni ($M = 46.8$; $DS = 16.6$), tutti cittadini italiani. La composizione del campione per livello di istruzione è così definita: 8.2% licenza elementare, 17.3% licenza media, 4.5% qualifica professionale triennale, 43.2% diploma di scuola secondaria superiore, 26.1% un titolo di istruzione superiore al diploma. Si tratta di un campione non probabilistico, composto esclusivamente da partecipanti con residenza in Umbria e reclutati attraverso studenti universitari del Dipartimento di Scienze Sociali, Umane e della Formazione dell'Università degli Studi di Perugia. Da questo campione, ai fini della validazione dello strumento, sono stati estrapolati i rispondenti che hanno dichiarato un orientamento «esclusivamente eterosessuale» ($N = 960$) e quindi suddivisi in due sottocampioni composti da 476 e 484 soggetti per poter effettuare una *cross-validation* in caso di aggiustamento del modello.

2.2. *Descrizione dello strumento*

La Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men (MSATLGM) (Gato, Fontaine, & Carneiro, 2012) è composta da 27 item distribuiti in quattro dimensioni: *Rifiuto di prossimità* (RP), *Patologizzazione dell'omosessualità* (PH), *Eterosessismo moderno* (MH) e *Supporto* (S). Lo strumento è stato costruito dagli autori selezionando un insieme di item da diverse scale di atteggiamento: Attitudes Toward Lesbian Women/Gay Men (Herek, 1988), Index of Homophobia (Hudson & Ricketts, 1980), Homosexuality Attitude Scale (Kite & Deaux, 1986), Modern Homonega-

tivity Scale (Morrison, Kenny, & Harrington, 2005), Heterosexism Scale (Park, 2001), Modern Homophobia Scale (Raja & Stokes, 1998), The Homophobia Scale (Wright, Adams, & Bernat, 1999).

In sintesi, secondo gli autori, due tipi di atteggiamenti, tra le espressioni più tradizionali, sono importanti da valutare: da un lato, la condanna morale e la patologizzazione dell'omosessualità; dall'altro, il pregiudizio tradizionale classico, cioè il rifiutare o l'evitare l'interazione con persone omosessuali, associati alla manifestazione di emozioni negative verso di esse. In relazione alle manifestazioni contemporanee di pregiudizio, oltre all'atteggiamento della moderna omonegatività (Morrison & Morrison, 2002; Morrison, Kenny, & Harrington, 2005), è importante, secondo gli autori, valutare anche gli atteggiamenti nei confronti sia del matrimonio tra persone dello stesso sesso e dell'omogenitorialità sia della visibilità e dell'espressione dell'identità omosessuale.

In ultima analisi, lo strumento risulta composto da tre dimensioni attitudinali negative – due con una natura più tradizionale (*Rifiuto di prossimità* e *Patologizzazione dell'omosessualità*) e una più contemporanea (*Eterosessismo moderno*) – e una dimensione positiva (*Supporto*, connessa principalmente alla legittimità di difendere i diritti degli omosessuali).

Dal punto di vista psicometrico, la dimensionalità dello strumento è stata testata attraverso un'analisi fattoriale esplorativa (Gato, Fontaine, & Carneiro, 2012) che ha rilevato la presenza dei quattro fattori latenti sopra richiamati. Tali fattori hanno dimostrato adeguata consistenza interna con coefficienti dell'alpha di Cronbach tra .86 e .91. In un successivo studio di validazione e adattamento brasiliano della scala (Gato, Fontaine, & Leme, 2014) tutti i quattro fattori risultavano fortemente correlati ed è stata pertanto verificata una struttura fattoriale contenente i quattro fattori di primo ordine e un fattore latente globale di secondo ordine. Come si vedrà, l'analisi nel campione italiano farà invece emergere due tratti latenti distinti sovraordinati alle quattro dimensioni.

2.3. Traduzione e adattamento della MSATLGM

La versione in inglese della MSATLGM è stata tradotta in lingua italiana (*Scala multidimensionale degli atteggiamenti verso donne lesbiche e uomini gay*; SMAVDLUG), utilizzando una metodologia di *back translation* (Beaton *et al.*, 2000), tenendo comunque presente che esiste un dibattito su questo metodo, come sottolineato, per esempio, da Behr (2017). La scala è composta da 27 item e le opzioni di risposta vengono espresse su una scala di tipo Likert a 6 punti (da completamente in disaccordo a completamente

in accordo). Punteggi più alti della scala indicano una maggiore omonegatività.

Lo strumento, nella sua versione in lingua italiana, è stato prima somministrato a un campione pilota composto da studenti universitari ($N = 125$). Non essendo emersi problemi di comprensibilità degli item, si è proceduto ad avviare la fase di somministrazione del questionario. La somministrazione è avvenuta on line, nell'arco di circa un mese, alla fine del 2018. La partecipazione è stata volontaria e la riservatezza e l'anonimato garantiti.

3. RISULTATI

Le elaborazioni statistiche preliminari e le analisi per la verifica della validità concorrente e di costrutto sono state eseguite tramite *SPSS Statistics* v. 24.0. Le analisi fattoriali confermative sono state eseguite con il software *Mplus* 7.

3.1. *Analisi preliminare dei dati*

Per prima cosa è stata analizzata la sensibilità psicometrica degli item attraverso l'analisi dei valori di asimmetria (*skewness*) e curtosi (*kurtosis*) (Tab. 1). Molti item presentano valori di asimmetria e curtosi maggiori di ± 1 , tuttavia non sono presenti valori di grave asimmetria (> 3 in valore assoluto) e curtosi (> 10 in valore assoluto), per cui la forma della distribuzione potrebbe non essere gravemente non normale (Kline, 2016). L'item 23RP («Sento che non ci si può fidare di una persona che è omosessuale»), presenta i più alti coefficienti di asimmetria e curtosi, indicando che i partecipanti erano in disaccordo totalmente; ciò era già stato rilevato da Gato e colleghi (2014) ma l'item è stato mantenuto in quanto non è stato ritenuto compromettente per la validità della scala.

In secondo luogo, è stata verificata la distribuzione normale multivariata degli item che compongono lo strumento, attraverso l'indice di curtosi di Mardia. Tale analisi ha fatto emergere una distribuzione multivariata non normale in entrambi i sottocampioni, per cui le analisi fattoriali confermative sono state condotte utilizzando un metodo di estrazione robusto MLM (*Maximum likelihood estimation with robust standard errors and a Satorra-Bentler scaled test statistic*). Tale metodo utilizza il chi quadro con la correzione di Satorra-Bentler ($SB\chi^2$; Satorra & Bentler, 2001), una misura più accurata rispetto al normale chi quadro, utilizzato per campioni con distribuzione non normale.

*Tabella 1. – Statistiche descrittive della SMAVDLUG
nei due sottocampioni ($N_1 = 476$; $N_2 = 484$).*

ITEM	M_1	M_2	Me_1	Me_2	SD_1	SD_2	Sk_1	Sk_2	Ku_1	Ku_2
1RP	2.28	2.22	1	1	1.646	1.577	1.012	1.018	-.350	-.274
7RP	2.75	2.78	2	2	1.616	1.627	.527	.454	-.902	-1.023
12RP	2.08	2.05	1	1	1.473	1.381	1.255	1.159	.537	.403
18RP	2.25	2.18	1	1	1.582	1.517	1.069	1.082	-.065	-.004
21RP	2.32	2.15	1	1	1.658	1.572	.931	1.110	-.506	-.081
23RP	1.63	1.59	1	1	1.216	1.154	2.122	2.205	3.879	4.464
24RP	1.99	2.01	1	1	1.474	1.535	1.412	1.407	.938	.782
28RP	2.19	2.18	1	1	1.524	1.528	1.114	1.114	.110	.098
29RP	1.82	1.80	1	1	1.264	1.229	1.613	1.655	1.846	2.199
31RP	2.63	2.64	2	2	1.726	1.736	.653	.629	-.895	-.954
2PH	2.07	2.10	1	1	1.506	1.575	1.279	1.290	.484	.406
6PH	2.05	2.01	1	1	1.457	1.402	1.317	1.298	.710	.740
10PH	2.87	2.86	3	3	1.713	1.716	.406	.449	-1.121	-1.101
20PH	2.24	2.21	2	1	1.505	1.545	1.043	1.071	.020	-.035
22PH	1.83	1.75	1	1	1.362	1.276	1.664	1.797	1.860	2.433
3MH	3.64	3.53	4	4	1.823	1.854	-.145	-.098	-1.358	-1.436
13MH	3.78	3.97	4	4	1.858	1.871	-.374	-.376	-1.309	-1.320
19MH	3.88	3.90	4	4	1.737	1.755	-.227	-.289	-1.218	-1.233
25MH	4.49	4.45	5	5	1.538	1.550	-.814	-.699	-.306	-.598
26MH	3.61	3.44	4	3	1.756	1.763	-.063	.037	-1.259	-1.291
30MH	4.22	4.18	4	4	1.642	1.582	-.485	-.538	-.965	-.767
33MH	3.20	3.11	3	3	1.792	1.790	.201	.279	-1.305	-1.277
9S	4.29	4.39	5	5	1.712	1.736	-.592	-.713	-.954	-.846
11S	3.66	3.79	4	4	1.584	1.607	-.115	-.136	-1.006	-1.109
14S	3.77	3.79	4	4	1.613	1.597	-.224	-.215	-.960	-.981
17S	3.33	3.50	3	3	1.555	1.595	.118	.023	-.924	-1.048
27S	3.24	3.33	3	3	1.451	1.514	.170	.207	-.747	-.786

3.2. *Analisi fattoriale confermativa*

Il modello sottoposto ad analisi fattoriale confermativa (CFA) è quello presentato nella validazione preliminare dello strumento da Gato e colleghi (2012): i quattro fattori della scala sono stati specificati come variabili latenti e le correlazioni tra di essi sono state specificate per essere liberamente stimate (*Fig. 1*). Per valutare la bontà di adattamento del modello è stato utilizzato il seguente insieme di indici e rispettivi valori di riferimento per un fit accettabile (Schweizer, 2010; Kline, 2011): Comparative Fit Index, CFI > .90 (Bentler, 1990); Tucker and Lewis Index, TLI > .90 (Tucker & Lewis, 1973); Root Mean Square Error Approximation, RMSEA < .08 (Steiger & Lind, 1980); Standardized Root Mean square Residual, SRMR < .08 (Hu & Bentler, 1999); il rapporto tra il valore del chi quadro con la correzione di Satorra-Bentler e i gradi di libertà; $SB\chi^2/df < 3$ (Kline, 2011).

La prima CFA è stata effettuata sul sottocampione costituito da 476 soggetti. Il modello presenta un fit con valori accettabili in relazione agli indici RMSEA e SRMR e vicino alla soglia di accettabilità per gli altri indici: RMSEA = .066 (90% [CI .061-.071]); CFI = .885; TLI = .873; SRMR = .062; $SB\chi^2(318) = 978.190$, $p = .00$; $SB\chi^2(318)/df = 3.08$.

Le saturazioni fattoriali sono significative ($p < .001$) per tutti i 27 item e i 4 fattori latenti. I residui di errore sono significativi. Anche le correlazioni tra i 4 fattori risultano significative e particolarmente forti tra i fattori RP e PH e MH e S ($> .80$).

Per migliorare la bontà di adattamento del modello ai dati, sono state apportate alcune modifiche, guidate da considerazioni sorte sulla base della lettura degli indici di modifica e accompagnate da alcune riflessioni di natura concettuale. In particolare, sono stati specificati dei legami di covariazione tra gli errori relativi agli item 3MH e 13MH, 22PH e 23RP, 28RP e 31RP, in quanto gli indici di modifica indicavano un forte aumento della bontà di adattamento liberando tali covarianze. Da un punto di vista concettuale, tali legami appaiono giustificati in quanto hanno qualcosa in comune. Nello specifico, gli item 3MH («Credo che i genitori dello stesso sesso siano in grado di essere buoni genitori tanto quanto i genitori eterosessuali») e 13MH («Alle coppie dello stesso sesso dovrebbe essere consentito adottare bambini, allo stesso modo delle coppie eterosessuali»), oltre ad appartenere allo stesso costrutto (Eterosessismo moderno), hanno in comune il tema della genitorialità, per cui è presumibile che i loro errori di misura siano correlati. Gli item 22PH («Donne lesbiche e uomini gay dovrebbero sottoporsi ad una terapia per cambiare il loro orientamento sessuale») e 23RP («Sento che non ci si può fidare di una persona che è omosessuale») implicano entrambi aspetti negativi (malattia/inaffidabilità) che vengono considerati connaturali alla persona omosessuale.

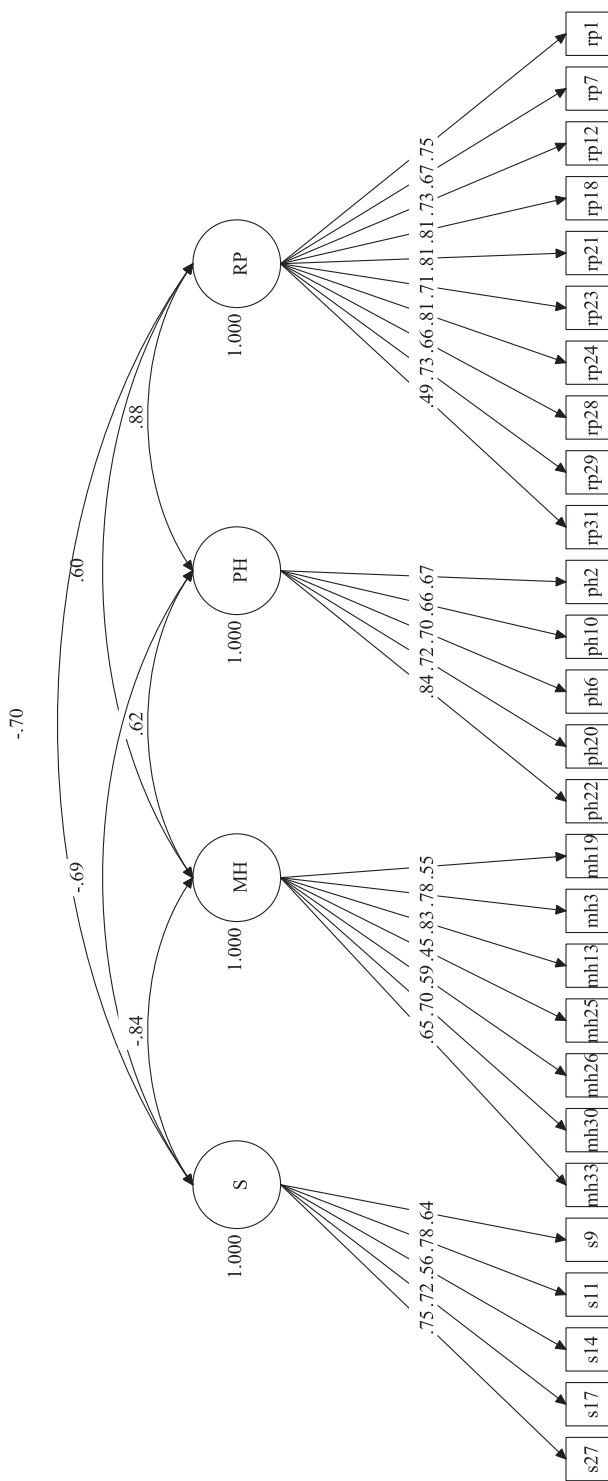


Figura 1. – Soluzione standardizzata del modello sottoposto ad analisi fattoriale confermativa della SMAVDLUG (N = 476).

Infine, l'associazione tra l'item 28RP («Non mi darebbe fastidio lavorare con una donna lesbica o con un uomo gay») e 31RP («Non mi dà fastidio che le aziende utilizzino celebrità apertamente lesbiche/gay per pubblicizzare i loro prodotti»), che era già stata introdotta nella validazione brasiliana della scala (Gato, Fontaine, & Leme, 2014), oltre ad essere consecutivi e appartenenti allo stesso costrutto (Rifiuto di prossimità), iniziano con la stessa espressione. In aggiunta, da questi primi risultati, emerge una relazione forte dell'item 10PH («La crescente accettazione dell'omosessualità nella nostra società sta favorendo il deterioramento della morale») sia con il fattore Eterosessismo moderno che con il fattore Supporto. Probabilmente l'item cattura sia aspetti tradizionali dell'omonegatività (rilevati dal fattore PH) legati al concetto di «morale» che aspetti connessi all'accettazione sociale dell'omosessualità e quindi legati alle dimensioni più moderne (rilevati dai fattori MH e S). Forse una riformulazione di questo item sarebbe preferibile, in questa prima validazione si è scelto di mantenere l'item ed esplicitarne una correlazione con le dimensioni di Eterosessismo moderno e di Supporto. Si è quindi proceduto a testare il modello specificando le covarianze suggerite dagli indici di modifica.

Il nuovo modello raggiunge indici di adattamento buoni: RMSEA = .054 (90% [CI .049-.059]); CFI = .923; TLI = .914; SRMR = .052; $SB\chi^2(313) = 752.046$, $p = .000$; $SB\chi^2(313)/gl = 2.403$. La differenza tra il primo e il secondo modello, verificata attraverso il test per la differenza del chi quadro con la correzione di Satorra-Bentler, è inoltre significativa ($\Delta SB\chi^2(5) = 179.48$; $p < .001$). Il secondo modello presenta dunque un adattamento significativamente più elevato del primo.

Per verificare la presenza di due fattori di secondo ordine, suggeriti dalla forte correlazione ($> .80$) tra i fattori RP e PH e MH e S, ma anche da una riflessione sui risultati dei singoli item in fase di analisi preliminare, è stato specificato un terzo modello (Fig. 2) con una struttura fattoriale composta da sei fattori latenti: i quattro fattori di primo ordine ipotizzati nei modelli precedenti e due fattori di secondo ordine che si sceglie di denominare «omonegatività tradizionale» (TO) e «omonegatività moderna» (MO). L'ipotesi è che le due scale PH e RP e MH e S, possano essere combinate come dimensioni rispettivamente di omonegatività tradizionale e omonegatività moderna.

Il modello risulta avere indici di fit altrettanto buoni del precedente: RMSEA = .055 (90% [CI .050-.060]); CFI = .921; TLI = .912; SRMR = .054; $SB\chi^2(315) = 766.938$, $p = .000$; $SB\chi^2(315)/gl = 2.435$. Dal confronto dei due modelli, attraverso il test per la differenza del chi quadro con la correzione di Satorra-Bentler, il modello con i fattori di secondo ordine presenta un adattamento significativamente migliore rispetto al precedente ($\Delta SB\chi^2(2) = 16.71$; $p < .001$), inoltre, con meno parametri e più gradi di libertà, è più parsimonioso e quindi da preferire.

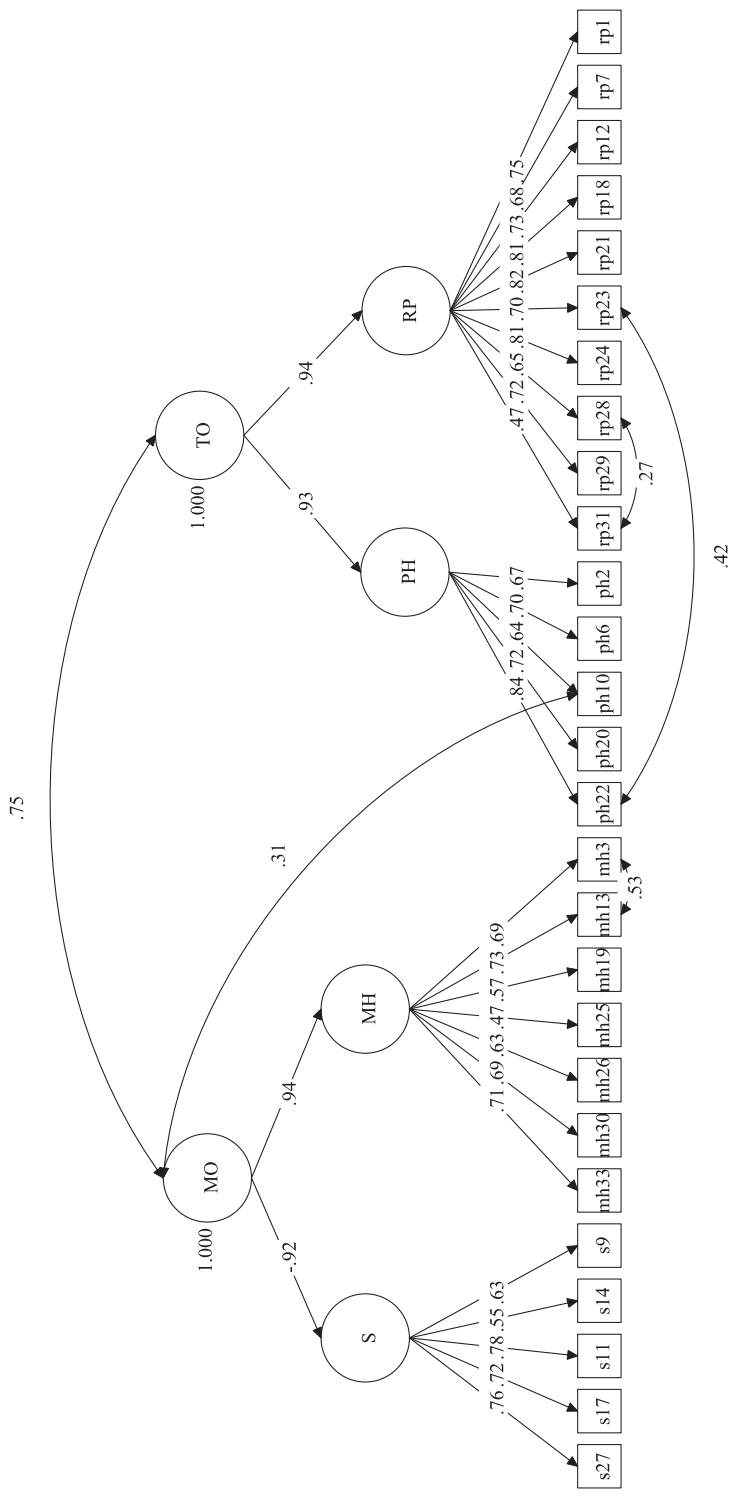


Figura 2. – Soluzione standardizzata del modello sottoposto ad analisi fattoriale confermativa della SMAVDLUG con fattori di secondo ordine ($N = 476$).

Infine, il nuovo modello è stato testato sul secondo sottocampione ($N = 484$), confermando la bontà di adattamento: $RMSEA = .058$ ($90\% [CI .053-.062]$); $CFI = .912$; $TLI = .902$; $SRMR = .062$; $SB\chi^2(315) = 819.222$, $p = .000$; $SB\chi^2(315)/gl = 2.600$.

3.3. *Affidabilità degli item, coerenza interna, validità convergente e discriminante*

A partire dalle stime standardizzate delle saturazioni fattoriali e dei termini di errore ottenuti tramite le analisi fattoriali confermatrice, è stata calcolata l'affidabilità dei singoli item, la coerenza interna dei fattori di primo e secondo ordine e la loro validità convergente e discriminante. Le verifiche sono state eseguite su entrambi i sottocampioni.

L'affidabilità dei singoli item che saturano i fattori di primo ordine è stata calcolata attraverso l'indice di attendibilità del singolo indicatore di un fattore (*single item* o *individual reliability*). I risultati sono illustrati in tabella 2 e mostrano indici di affidabilità adeguati (ovvero maggiori o uguali a .30) per tutti gli item, ad eccezione di 31RP e 25MH, ma solo per il sottocampione 1 ($N = 476$).

Per quanto riguarda l'affidabilità dei fattori, come misura della coerenza interna è stato utilizzato l'indice di attendibilità del costrutto (*composite* o *construct reliability*), dove valori maggiori di .70 indicano buona affidabilità. Tutti i fattori hanno una buona consistenza interna¹ (Tab. 3).

Per misurare la validità convergente e discriminante è stata usata la procedura proposta da Fornell e Larcker (1981): si ha una validità discriminante se l'indice AVE (Average Variance Extracted) è più grande dell'indice MSV (Maximum Share Squared Variance) o dell'indice ASV (Average Shared Squared Variance). Per quanto riguarda la validità convergente, l'indice AVE dovrebbe essere uguale o maggiore di .50 (Hair *et al.*, 2010; Urbach & Ahlemann, 2010) e minore dell'indice CR. In relazione alla validità convergente tutti i fattori hanno un indice AVE minore dell'indice CR, il valore di AVE è maggiore di .50 per tutti i fattori eccetto per S (.48; .49), comunque molto vicino, e MH (.42; .46). Nonostante il valore di AVE per i fattori MH e S sia inferiore a .50, dato che CR è maggiore di .60, la validità convergente dei due costrutti può essere considerata adeguata (Fornell & Larcker, 1981).

¹ I fattori di secondo ordine sono stati valutati nello stesso modo dei fattori di ordine inferiore come suggerito in letteratura (cfr. Hair *et al.*, 2006).

Tabella 2. – Indici di attendibilità dei singoli item della SMAVDLUG.

ITEM	ATTENDIBILITÀ INDICATORE	
	N = 476	N = 484
RP1	.567	.540
RP7	.457	.484
RP12	.537	.420
RP18	.661	.546
RP21	.667	.551
RP23	.484	.511
RP24	.648	.667
RP28	.430	.457
RP29	.527	.517
RP31	.227	.315
PH2	.450	.475
PH6	.491	.613
PH10	.413	.430
PH20	.518	.531
PH22	.709	.607
MH3	.466	.498
MH13	.539	.585
MH19	.323	.326
MH25	.218	.343
MH26	.406	.416
MH30	.482	.534
MH33	.504	.516
S9	.402	.389
S14	.309	.339
S11	.605	.686
S17	.516	.506
S27	.572	.548

Tabella 3. – Indici di consistenza interna e validità dei fattori di primo e secondo ordine della SMAVDLUG.

	CR ₁	CR ₂	AVE ₁	AVE ₂	MSV ₁	MSV ₂	ASV ₁	ASV ₂
RP	.914	.909	.521	.501	.769	.733	.548	.530
PH	.841	.849	.516	.531	.769	.733	.539	.495
MH	.832	.855	.420	.460	.734	.624	.508	.456
S	.820	.827	.481	.493	.734	.624	.556	.497
TO	.935	.923	.877	.857	.569	.594	.569	.594
MO	.923	.883	.858	.790	.569	.594	.569	.594

Note: Composite Reliability (CR), Average Variance Extracted (AVE), Maximum Shared Variance (MSV), Average Shared Squared Variance (ASV); (N₁ = 476; N₂ = 484).

Un indice VEM più basso per il fattore di Eterosessismo moderno era già stato rilevato dagli autori (Gato, Fontaine, & Leme, 2014), ed indica che il comportamento degli item che compongono questo fattore è spiegato dal fattore stesso per meno del 50%. Sicuramente l'item meno attendibile è MH25. Come già indicato dagli autori, probabilmente questo item riflette una espressione meno forte dell'eterosessismo moderno rispetto alle affermazioni relative alla coniugalità e alla genitorialità. Tuttavia l'item è stato mantenuto (anche con saturazione fattoriale più bassa rispetto al presente lavoro), per tale motivo si è optato per un suo mantenimento².

Passando alla validità discriminante, i fattori di primo ordine presentano delle criticità, in quanto l'indice AVE è minore sia dell'indice MSV che dell'indice ASV. Evidentemente l'alta correlazione tra i fattori compromette la validità discriminante degli stessi. Un modello che integrasse i due fattori di primo ordine è stato testato, ma senza ottenere un buon adattamento. Altri possibili modelli per migliorare la validità discriminante sono stati presi in considerazione, in base alle raccomandazioni riportate da Farrell (2010), tuttavia il modello con i fattori di secondo ordine risulta essere quello con la struttura fattoriale migliore e possiede validità sia convergente che discriminante (*Tab. 3*)³.

² È stato comunque verificato l'effetto di una eliminazione dei due item meno affidabili (MH25 e RP31) sulla bontà di adattamento e sulla validità convergente e discriminante dei fattori di primo ordine, senza ottenere un aumento dell'adattamento e/o della validità.

³ Anche se nel presente lavoro il modello di secondo ordine è stato pensato prima della verifica della validità convergente e discriminante, si rileva in letteratura la strategia di creare uno o più fattori di secondo ordine come soluzione alla mancanza di validità discriminante dovuta alla forte correlazione tra i costrutti (p.e. Kohring & Matthes, 2007; Yale *et al.* 2015).

In definitiva, nel contesto italiano, il modello che sembra essere applicabile è quello che individua due tratti latenti sovraordinati (omonegatività tradizionale e omonegatività moderna) espressione dei quattro atteggiamenti di primo ordine.

3.4. Validità concorrente

Al fine di testare la validità concorrente dello strumento, agli stessi rispondenti⁴ è stata somministrata una scala di misura dell'omofobia già validata e utilizzata in Italia: la Modern Homophobia Scale Revised (MHS-R) (Lingiardi, Falanga, & D'Augelli, 2005), versione italiana della Modern Homophobia Scale (MHS) (Raja & Stokes, 1998). La MHS-R include due dimensioni: atteggiamenti verso donne lesbiche (MHS-L) e verso uomini gay (MHS-G).

Sono state calcolate le correlazioni tra le due dimensioni della SMAVDLUG – secondo il modello appena discusso comprendente due fattori sovraordinati – e quelle della MHS-R. Tutte le correlazioni tra le dimensioni dei due strumenti risultano significative (*Tab. 4*).

Tabella 4. – Correlazioni fra le dimensioni della SMAVDLUG e della MHS-R.

	2.	3.	4.
1. TO	.673**	.750**	.763**
2. MO		.640**	.633**
3. MHS-L			.946**
4. MHS-G			

Note: ** $p < .01$; $N = 476$.

3.5. Validità di costrutto

La validità di costrutto è stata testata verificando gli effetti di alcuni fattori che la letteratura indica come incidenti sui livelli di pregiudizio omofobico: sesso, età, livello di istruzione, orientamento politico, orientamento religioso e interazioni con persone omosessuali.

⁴ In relazione alle analisi per la verifica della validità concorrente e di costrutto vengono riportati solo i dati relativi al primo sottocampione, unicamente per ragioni di spazio. Si precisa che i risultati sul secondo sottocampione sono coerenti con quelli ottenuti sul primo.

Tabella 5. – *Analisi univariate successive ai risultati delle MANOVA (N = 476).*

	TO				MO			
	<i>M(DS)*</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	ηp^2	<i>M(DS)*</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	ηp^2
SESSO		4.534	.034	.009		5.918	.015	.012
Femmina (240)	2.097 (1.126)				3.532 (1.179)			
Maschio (236)	2.308 (1.035)				3.783 (1.062)			
LIVELLO DI ISTRUZIONE		21.562	.000	.155		6.648	.000	.053
Licenza elementare (47)	3.198 (1.193) _a				4.219 (1.026) _a			
Licenza media (85)	2.578 (1.149) _b				3.875 (1.116) _{a,b}			
Qualifica professionale triennale (20)	2.570 (1.048) _{a,b,c}				3.530 (.988) _{a,b,c,d}			
Diploma scuola secondaria (196)	2.006 (.954) _{c,d}				3.648 (1.104) _{b,c,d}			
Titolo superiore al diploma (128)	1.828 (.881) _d				3.337 (1.134) _{c,d}			
ORIENTAMENTO RELIGIOSO		19.302	.000	.075		18.097	.000	.071
Credente e praticante (165)	2.587 (1.157) _a				4.043 (1.070) _a			
Credente ma non praticante (238)	2.065 (.993) _b				3.523 (1.110) _b			
Né credente né praticante (73)	1.775 (.947) _b				3.216 (1.064) _b			
CONOSCENZA PERSONE OMOSESSUALI		99.838	.000	.174		52.658	.000	.100
Sì (279)	1.821 (.880)				3.357 (1.055)			
No (197)	2.740 (1.123)				4.081 (1.094)			

Nota: * In pedice lettere diverse indicano differenze significative tra le medie delle categorie della variabile emerse dai confronti post hoc ($p < .05$; HSD di Tukey).

Le due scale di omonegatività tradizionale e moderna correlano positivamente con le variabili *età* [$r = .298$, $p < .01$ per TO; $r = .172$, $p < .01$ per MO]; *orientamento politico*, calcolato su una scala Likert da 1 a 7 (da estrema sinistra a estrema destra) [$r = .140$, $p < .01$ per TO; $r = .310$, $p < .01$ per MO]; *importanza data alla religione nella propria vita*, calcolata su una scala Likert da 1 a 4 (da per nulla a molto) [$r = .211$, $p < .01$ per TO; $r = .238$, $p < .01$ per MO].

Per i fattori rilevati attraverso variabili categoriali (sesso, livello di istruzione, orientamento religioso, conoscenza di persone omosessuali) è stata eseguita una serie di MANOVA in cui ciascuno di essi è stato specificato come variabile indipendente e i punteggi delle due scale come variabili dipendenti. Le analisi rivelano un effetto principale significativo del *sesso* [Lambda di Wilks = .987; $F(2,473) = 3.180$; $p = .042$; $\eta^2 = .013$]; del *livello di istruzione* [Lambda di Wilks = .825; $F(8,940) = 11.870$; $p = .000$; $\eta^2 = .092$]; dell'*orientamento religioso* [Lambda di Wilks = .912; $F(4,944) = 11.084$; $p = .000$; $\eta^2 = .045$]; della *conoscenza di persone omosessuali* [Lambda di Wilks = .824; $F(2,473) = 50.616$; $p = .000$; $\eta^2 = .176$]. In *Tabella 5* vengono riportati i risultati delle successive analisi univariate per ogni fattore.

È possibile notare come la scala di omonegatività moderna soffra meno dell'effetto pavimento rispetto alla scala di omonegatività tradizionale. Ciò si rileva coerente con la Modern Homonegativity Scale (Morrison & Morrison, 2002; Morrison, Kenny, & Harrington, 2005), con cui ha in comune alcuni item, e in generale con le scale che rilevano le forme più moderne di pregiudizio, più sottili e indirette rispetto a quelle tradizionali.

4. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Nel presente contributo è stato descritto il processo di validazione italiana della *Scala multidimensionale degli atteggiamenti verso donne lesbiche e uomini gay*, messa a punto da Gato e colleghi (2012) al fine di rilevare, attraverso un unico strumento, diversi aspetti del pregiudizio nei confronti delle persone omosessuali, dai più tradizionali ai più moderni. La scala è stata costruita sulla base di un insieme di item provenienti da una pluralità di misure presenti in letteratura. Nello specifico, lo strumento presenta quattro fattori: *Rifiuto di prossimità* (RP), *Patologizzazione dell'omosessualità* (PH), *Eterosessismo moderno* (MH) e *Supporto* (S). I primi due fattori sono espressione di atteggiamenti più tradizionali che fanno riferimento da un lato al rifiuto delle persone omosessuali, dall'altro alla condanna morale e alla patologizzazione dell'omosessualità. Gli ultimi due fattori fanno invece

riferimento a manifestazioni più contemporanee di pregiudizio che comprendono l'eterosessismo moderno e le opinioni relative al matrimonio tra persone dello stesso sesso, all'omogenitorialità, alla rivendicazione di diritti e all'espressione dell'identità gay o lesbica.

L'analisi fattoriale confermativa condotta sul campione italiano ha permesso di replicare la struttura fattoriale e i quattro fattori hanno dimostrato di avere una buona coerenza interna e validità convergente ma non una adeguata validità discriminante. L'alta correlazione registrata tra RP e PH da un lato e MH e S dall'altro, ha portato a ipotizzare che fossero rispettivamente dimensioni di due fattori latenti di secondo ordine. È stato quindi verificato un modello fattoriale con i quattro fattori di primo ordine e due di secondo ordine. Tale modello ha mostrato un adattamento migliore ai dati rispetto al modello originale. I due fattori di secondo ordine hanno dimostrato di avere sia coerenza interna che validità convergente e discriminante. Tale modello permette di calcolare punteggi di scala relativi ai due fattori che abbiamo definito – sulla base delle caratteristiche comuni sopra richiamate – «omonegatività moderna» (MO) e «omonegatività tradizionale» (TO). Pur considerando l'opportunità di ulteriori verifiche, alla luce di questi risultati, l'utilizzo di due differenti punteggi relativi all'omonegatività tradizionale e a quella moderna appare la soluzione più idonea.

Il presente studio presenta il vantaggio di aver testato lo strumento su un campione di popolazione eterogeneo per età, livello di istruzione e altre variabili che ci hanno permesso di condurre un'analisi delle differenze dei punteggi di scala in base ad alcuni fattori notoriamente collegati al pregiudizio nei confronti degli omosessuali. I risultati hanno mostrato un legame significativo, sebbene per lo più medio-debole, con i fattori analizzati, ad eccezione della conoscenza di persone omosessuali che ha rivelato un effetto importante sui livelli di omonegatività e, per quanto riguarda l'omonegatività tradizionale, il livello di istruzione.

Un risultato interessante, emerso da tali analisi, è la maggiore sensibilità della dimensione di omonegatività moderna rispetto a quella tradizionale che riesce a non soffrire dell'effetto pavimento, presente maggiormente nella dimensione che rileva gli aspetti più tradizionali del pregiudizio. Tali risultati confermano la coerenza di tale dimensione con la Modern Homonegativity Scale, con cui ha in comune alcuni item ma rispetto alla quale si arricchisce di affermazioni che valutano anche gli atteggiamenti nei confronti sia del matrimonio tra persone dello stesso sesso e dell'omogenitorialità sia della visibilità o dell'espressione dell'identità omosessuale.

Pur sottolineando i limiti del presente studio – relativi principalmente alla natura non probabilistica del campione e alla sua provenienza geografica, circoscritta a una singola regione – i risultati emersi possono, a nostro

avviso, incoraggiare l'utilizzo della scala nel contesto italiano. Da chi scrive è stata di recente utilizzata in un campione di studenti universitari (Batini & Scierri, in press) confermando la capacità di cogliere differenze legate a diverse variabili socio-demografiche e la sua utilità nella distinzione tra una dimensione tradizionale e una moderna dell'omonegatività.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Batini, F., & Scierri, I. D. M. (in press). Conoscere per prevenire. Indagine sul pregiudizio omofobico in un campione di studenti universitari. *Whatever. A Transdisciplinary Journal of Queer Theories and Studies*.
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Bosi Ferraz, M. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191.
- Behr, D. (2017). Assessing the use of back translation: The shortcomings of back translation as a quality testing method. *International Journal of Social Research Methodology*, 20(6), 573-584.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Costa, A. B., Bandeira, D. R., & Nardi, H. C. (2013). Systematic review of instruments measuring homophobia and related constructs. *Journal of Applied Social Psychology*, 43(6), 1324-1332.
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty, & Shiu (2009). *Journal of Business Research*, 63(3), 324-327.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1) 39-50.
- Gato, J., Fontaine, A. M., & Carneiro, N. S. (2012). Multidimensional scale of attitudes toward lesbians and gay men: Construction and preliminary validation. *Paidéia (Ribeirão Preto)*, 22(51), 11-20.
- Gato, J., Fontaine, A. M., & Leme, V. B. (2014). Validação e adaptação transcultural da Escala Multidimensional de Atitudes Face a Lésbicas e a Gays. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 27(2), 257-271.
- Haaga, D. A. F. (1991). Homophobia? *Journal of Social Behavior and Personality*, 6(1), 171-174.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Herek, G. M. (1988). Heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men: Correlates and gender differences. *The Journal of Sex Research*, 25(4), 451-477.
- Herek, G. M. (1990). The context of anti-gay violence: Notes on cultural and psychological heterosexism. *Journal of Interpersonal Violence*, 5(3), 316-333.
- Herek, G. M. (2004). Beyond «homophobia»: Thinking about sexual prejudice and stigma in the twenty-first century. *Sexuality Research & Social Policy*, 1(2), 6-24.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Hudson, W. W., & Ricketts, W. A. (1980). A strategy for the measurement of homophobia. *Journal of Homosexuality*, 5(4), 357-372.
- Kite, M. E., & Deaux, D. (1986). Attitudes toward homosexuality: Assessment and behavioral consequences. *Basic and Applied Social Psychology*, 7(2), 137-162.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York: Guilford Press.
- Kohring, M., & Matthes, J. (2007). Trust in news media: Development and validation of a multidimensional scale. *Communication Research*, 34(2), 231-252.
- Lingiardi, V., Falanga, S., & D'Augelli, A. R. (2005). The evaluation of homophobia in an Italian sample. *Archives of Sexual Behavior*, 34(1), 81-93.
- Lingiardi, V., Nardelli, N., Ioverno, S., Falanga, S., Di Chiacchio, C., Tanzilli, A., & Baiocco, R. (2016). Homonegativity in Italy: Cultural issues, personality characteristics, and demographic correlates with negative attitudes toward lesbians and gay men. *Sexuality Research and Social Policy*, 13(2), 95-108.
- Lottes, I. L., & Grollman, E. A. (2010). Conceptualization and assessment of homonegativity. *International Journal of Sexual Health*, 22(4), 219-233.
- Monto, M. A., & Supinski, J. (2014). Discomfort with homosexuality: A new measure captures differences in attitudes toward gay men and lesbians. *Journal of Homosexuality*, 61(6), 899-916.
- Morin, S. F. (1977). Heterosexual bias in psychological research on lesbianism and male homosexuality. *American Psychologist*, 32, 629-637.
- Morrison, T. G., Kenny, P., & Harrington, A. (2005). Modern prejudice toward gay men and lesbian women: Assessing the viability of a measure of modern homonegative attitudes within an Irish context. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 131(3), 219-250.

- Morrison, M. A., & Morrison, T. G. (2002). Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *Journal of Homosexuality*, 43(2), 15-37.
- Negy, C., & Eisenman, R. (2005). A comparison of African American and White college students' affective and attitudinal reactions to lesbian, gay, and bisexual individuals: An exploratory study. *Journal of Sex Research*, 42(4), 291-298.
- Park, J. (2001). *Development of the heterosexism scale*. Unpublished Doctoral Dissertation, University Park, PA.
- Plummer, D. (2007). *Homophobia and heterosexism*. In M. Flood, J. K. Gardiner, B. Pease, & K. Pringle (Eds.), *International encyclopedia of men and masculinities* (pp. 310-314). London: Routledge.
- Prati, G., & Pietrantonio, L. (2009). *Omosessualità e omofobia oggi*. In F. Batini & B. Santoni (a cura di), *L'identità sessuale a scuola. Educare alla diversità e prevenire l'omofobia* (pp. 3-32). Napoli: Liguori.
- Raja, S., & Stokes, J. P. (1998). Assessing attitudes toward lesbians and gay men: The modern homophobia scale. *Journal of Gay, Lesbian, and Bisexual Identity*, 3(2), 113-134.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Schweizer, K. (2010). Some guidelines concerning the modelling of traits and abilities in test construction. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(1), 1-2.
- Slootmaeckers, K., & Lievens, J. (2014). Cultural capital and attitudes toward homosexuals: Exploring the relation between lifestyles and homonegativity. *Journal of Homosexuality*, 61(7), 962-979.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980, May). Statistically based tests for the number of common factors. Paper presented at the *Annual Meeting of the Psychometric Society*, Iowa City, IA.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Urbach, N., & Ahlemann, F. (2010). Structural equation modeling in information systems research using partial least squares. *Journal of Information Technology Theory and Application*, 11(2), 5-40.
- Weinberg, G. (1972). *Society and the healthy homosexual*. New York: St. Martin's.
- Wright, L. W., Adams, H. E., & Bernat, J. (1999). Development and validation of the homophobia scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 21(4), 337-347.
- Yale, R. N., Jensen, J. D., Carcioppolo, N., Sun, Y., & Liu, M. (2015). Examining first-and second-order factor structures for news credibility. *Communication Methods and Measures*, 9(3), 152-169.

RIASSUNTO

Il presente lavoro descrive il processo di validazione italiana della Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men, sviluppata da Gato, Fontaine e Carneiro (2012). Lo strumento è stato somministrato a un campione non probabilistico di 960 partecipanti di età compresa tra i 18 e gli 88 anni, di nazionalità italiana e di orientamento eterosessuale. È stata condotta una analisi fattoriale confermativa e utilizzata la strategia della cross-validation. La validità interna dello strumento è stata testata misurando l'attendibilità degli item, la coerenza interna dei fattori e la validità convergente e discriminante degli stessi. Sebbene la struttura fattoriale del modello originale sia stata replicata, sono emersi limiti relativi alla validità discriminante dei fattori. Viene proposto un modello fattoriale alternativo che aggiunge due fattori di secondo ordine. Tale modello presenta una migliore bontà di adattamento e garantisce la validità discriminante. È stata inoltre verificata la validità concorrente dello strumento, che risulta positivamente correlato con la Modern Homophobia Scale Revised (Lingiardi, Falanga, & D'Augelli, 2005). Infine, la validità di costrutto è stata confermata attraverso analisi di correlazione e confronto tra gruppi, basate su alcuni fattori notoriamente associati all'omofobia, quali il sesso, l'età, il livello di istruzione, l'orientamento religioso e politico e il contatto con persone omosessuali. I risultati suggeriscono l'applicabilità dello strumento nel contesto italiano per misurare l'omonegatività e la sua utilità nel confrontare aspetti tradizionali e moderni del pregiudizio.

Parole chiave: MHS-R; Omofobia; Omonegatività; Scala multidimensionale delle attitudini verso donne lesbiche e uomini gay; Validazione.

How to cite this Paper: Scierri, I. D. M., & Batini, F. (2020). Misurare l'omonegatività: validazione italiana della Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men [Measuring homonegativity: Italian validation of the Multidimensional Scale of Attitudes Toward Lesbians and Gay Men]. *Journal of Educational, Cultural and Psychological Studies*, 20, 169-190. doi: <https://dx.doi.org/10.7358/ecps-2020-021-scie>